

Cenová konvergence k EU – pár nezodpovězených otázek

Martin ČIHÁK* – Tomáš HOLUB**

1. Úvod

Většina prací diskutujících téma cenové konvergence k EU používá jako základní východisko empirickou korelaci mezi cenovou hladinou a hrubým domácím produktem v mezinárodních srovnáních (Janáčková, 1999), (Turek, 2001). V našich předchozích příspěvcích do této diskuse (Holub – Čihák, 2000, 2001), (Janáček a kol., 1999) jsme argumentovali, že inflační tlaky spojené s cenovou konvergencí k EU lze lépe odhadnout na základě vazby mezi cenovou hladinou a koeficientem měřícím rozdíly ve strukturách relativních cen v jednotlivých zemích. Následující článek se snaží odpovědět na několik souvisejících a dosud nezodpovězených otázek. Za prvé se zabýváme otázkou, jaká by z teoretického hlediska měla být kvantitativní vazba mezi cenovou hladinou a reálným HDP.¹ Za druhé se snažíme odpovědět na otázku, zda lze v rámci v současnosti dostupných empirických dat jednoznačně rozlišit mezi obchodovatelnými a neobchodovatelnými statky, jak to předpokládá standardní teorie. Za třetí uvádíme některé nové výsledky týkající se vztahu mezi cenovou hladinou a koeficientem měřícím rozdíly ve strukturách relativních cen v jednotlivých zemích, který jsme popsali v (Holub – Čihák, 2000, 2001). Za čtvrté hledáme odpověď na otázku, jak může alternativně vypadat mechanismus přizpůsobování relativních cen v České republice. A konečně za páté se snažíme odpovědět na otázku, co je příčinou výrazně záporného rezidua české ekonomiky v průřezových regresích průměrné cenové hladiny vůči HDP jednotlivých zemí.

2. Jsou mezinárodní srovnání cenových hladin nejen v kvalitativním, ale i v kvantitativním souladu s Balassovým-Samuelsonovým (B-S) modelem?

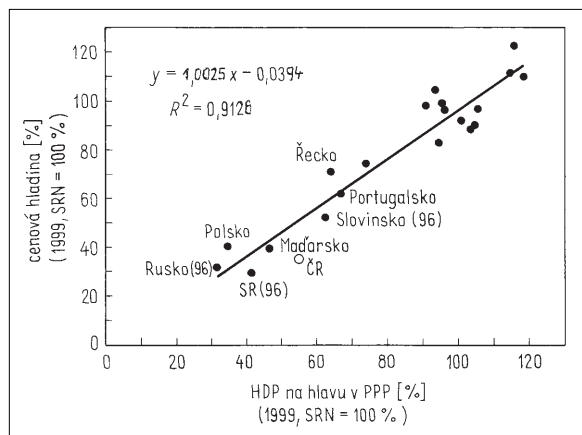
Mezinárodní srovnání potvrzují, že existuje velmi těsný vztah mezi průměrnou cenovou hladinou v jednotlivých zemích a HDP v jednotlivých zemích vyjádřeným v paritě kupní síly (*graf 1*).² Tato skutečnost je většinou interpretována jako potvrzení závěru B-S-modelu, který vysvětluje meziná-

* Mezinárodní měnový fond, Washington, D.C. (mcihak@imf.org)

** Česká národní banka (tomas.holub@cnb.cz)

¹ Je například opodstatněné očekávat, že země s HDP na hlavu ve výši 60 % EU by měla mít cenovou hladinu také na úrovni 60 % EU?

GRAF 1 Vztah HDP a průměrné cenové hladiny



pramen: ČSÚ; OECD

rovní rozdíly v cenových hladinách na základě rozdílné produktivity práce v sektoru obchodovatelných statků jednotlivých zemí.³

Regrese znázorněná na grafu 1 je nepochybně v souladu s *kvalitativními* předpověďmi B-S-modelu. Jsou však výsledky empirických pozorování konzistentní s B-S-modelem i *kvantitativně*? Jak vidíme z rovnice regresní přímky v grafu 1, empiricky vychází vztah mezi HDP v jednotkách parity kupní síly a průměrnou cenovou hladinou zhruba jedna ku jedné. Je tento *kvantitativní* výsledek dostatečně robustní a leží zároveň v oblasti rozumných hodnot predikovaných B-S-modelem?

Na otázku, zda je odhad zhruba jednotkového sklonu robustní, můžeme částečně odpovědět, pokud graf 1 rozšíříme i o další – méně vyspělé – tranzitivní ekonomiky, které se dosud ve srovnáních v české literatuře neobjevovaly, protože byly zařazeny do jiné skupiny mezinárodního srovnávacího projektu, a tudíž jejich data nebyla obsažena v publikacích OECD a ČSÚ.⁴ Výsledek je prezentován (pro rok 1996) v *grafu 2*, spolu s odhadnutou regresní přímkou. Jak vidíme, sklon této přímky je zhruba o 12 % nižší než v grafu 1 (zhruba 0,88) a celková vysvětlující schopnost regrese je jen nepatrně menší.⁵ Z toho lze usoudit, že odhad sklonu regresní přímky je relativně robustní vůči změnám ve vzorku zemí, i když k drobným odchylkám docházet může.

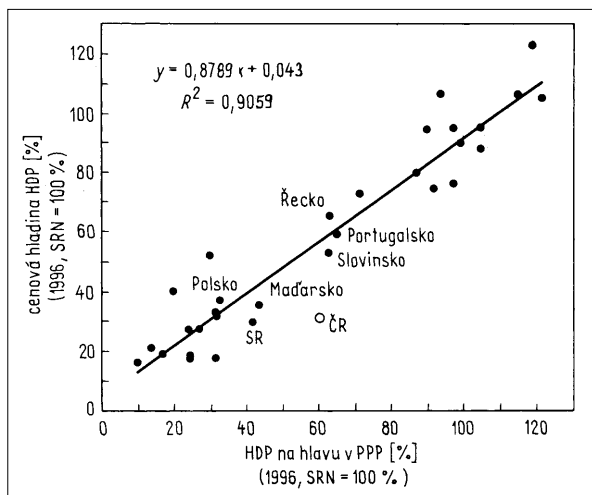
² Do tohoto grafu jsou zařazeny evropské tržní ekonomiky (s výjimkou atypického Lucemburska) a dále ČR, Maďarsko, Polsko, Rusko, Slovensko a SR.

³ Viz (Balassa, 1964) a (Samuelson, 1964). Pro přehled navazující teoretické a empirické literatury věnované B-S-modelu viz například (Asea – Corden, 1994), (De Gregorio – Giovannini – Kruger, 1994), (Samuelson, 1994), (Froot – Rogoff, 1995), (De Broeck – Slok, 2001). Pro přehled literatury věnované paritě kupní síly a zákonu jedné ceny viz např. (Officer, 1976) a (Isard, 1977).

⁴ Jedná se o Albánii, Bělorusko, Bulharsko, Chorvatsko, Estonsko, Litvu, Lotyšsko, Makedonii, Moldavsko a Rumunsko. O struktuře Mezinárodního srovnávacího programu (*International Comparison Program*) viz například (Kurabayashi – Sakuma, 1990) a (Heston – Lipsey, 1999).

⁵ V porovnání s regresí pro vzorek 22 zemí za rok 1996 je však vysvětlující schopnost regrese pro 32 zemí naopak mírně vyšší.

GRAF 2 Vztah HDP a průměrné cenové hladiny – rozšířený vzorek zemí



pramen: ČSÚ; OECD; Světová banka; Statistical Office of Macedonia

Ke zodpovězení otázky, zda se z pohledu B-S-modelu jeví jako rozumný jednotkový nebo menší než jednotkový sklon regresní přímky, musíme přistoupit ke kvantitativnímu odvození tohoto modelu. Pro začátek budeme kvůli zjednodušení výpočtů předpokládat, že produkční technologie při výrobě obchodovatelných (označeny indexem T) a neobchodovatelných (označeny indexem N) statků je popsána rovnicemi:

$$Y_T = A_T L_T \quad (1)$$

$$Y_N = A_N L_N \quad (2)$$

kde Y značí produkci, A technologický parametr a L zaměstnanost v jednotlivých sektorech ekonomiky. Stejný typ technologií budeme předpokládat i u zahraničí (které budeme značit hvězdičkou). Dále budeme předpokládat platnost zákona jedné ceny u obchodovatelných komodit a nanormujeme světovou cenu obchodovatelných komodit na 1. Konečně budeme předpokládat dokonalou mobilitu pracovních sil uvnitř jednotlivých ekonomik a nulovou mobilitu pracovních sil mezi těmito ekonomikami.

Z rovnice (1) plyne, že mzda v domácí ekonomice vyjádřená v cenách obchodovatelných komodit musí splňovat:

$$w = A_T \quad (3)$$

Vzhledem k dokonalé mobilitě pracovní síly uvnitř ekonomik musí být tato mzda dosahována zároveň i v sektoru komodit neobchodovatelných. Pro cenu neobchodovatelných komodit (opět vztahenou ke světové ceně obchodovatelných statků) tak musí platit vztah:

$$p_N = \frac{w}{A_N} = \frac{A_T}{A_N} \quad (4)$$

Předpokládejme – z důvodů výpočetní jednoduchosti – že cenový index lze zapsat ve formě geometrického průměru:⁶

$$P \equiv (p_T)^\gamma (p_N)^{1-\gamma} = 1^\gamma \left(\frac{A_T}{A_N} \right)^{1-\gamma} \quad (5)$$

Relativní cenová hladina ve vztahu k zahraničí se pak rovná:

$$\frac{P}{P^*} = \left(\frac{A_T/A_N}{A_T^*/A_N^*} \right)^{1-\gamma} \quad (6)$$

Pokud pro tuto chvíli dále předpokládáme, že produktivita v sektoru neobchodovatelných statků je ve všech ekonomikách stejná, závisí relativní cenová hladina pouze na poměru produktivit v sektoru obchodovatelných statků doma a v zahraničí, přičemž elasticita se rovná $(1-\gamma)$, tj. podílu neobchodovatelných statků na spotřebním koši.

Dále můžeme spočítat vztah pro nominální HDP na jednoho zaměstnance jako:

$$HDP_{nom} = \gamma A_T + (1-\gamma) p_N A_N = A_T \quad (7)$$

což ukazuje, že nominální HDP vyjádřený v mezinárodních cenách obchodovatelných statků přesně odráží produktivity ve výrobě obchodovatelných statků. Rovnici (6) pak lze přepsat na:

$$\frac{P}{P^*} = \left(\frac{HDP_{nom}}{HDP_{nom}^*} \right)^{1-\gamma} \left(\frac{A_N^*}{A_N} \right)^{1-\gamma} \quad (8)$$

tj. relativní cenová hladina přímo závisí na poměru nominálního HDP doma a v zahraničí. Elasticita přitom činí $(1-\gamma)$. V praxi se podíl služeb (hlavní skupiny zahrnující převážně neobchodovatelné statky) na zaměstnanosti pohybuje většinou v intervalu 50 % až 75 % a jejich podíl na HDP zpravidla dosahuje 50 % až 70 %. Vezmeme-li za realistický odhad významu neobchodovatelných statků spíše dolní hranici uvedených intervalů (ne všechny služby jsou neobchodovatelné),⁷ pak dospějeme k závěru, že zvýšení nominálního HDP o 1 % by mělo být spojeno se zvýšením relativní cenové hladiny zhruba o 0,5 %.⁸

V regresních odhadech v grafech 1 a 2 jsme však místo nominálního HDP používali HDP v jednotkách parity kupní síly. Pokud vyjdeme z definice tohoto ukazatele:

⁶ Geometrický průměr je optimálním cenovým indexem, pokud předpokládáme užitkovou funkci s konstantní elasticitou substituce mezi obchodovatelnými a neobchodovatelnými statky. Tradiční aritmetický průměr můžeme chápat jako loglineární aproximaci tohoto optimálního cenového indexu – viz např. (Obstfeld – Rogoff, 1998).

⁷ Na druhé straně je pravda, že mezi částečně neobchodovatelné statky mohou patřit i některá pododvětví sekundárního sektoru – například část stavebnictví, rozvodných odvětví průmyslu apod.

⁸ Připomínáme však, že se jedná o relativní HDP vztažený k počtu zaměstnanců, nikoli k celé populaci. Tento rozdíl může být významný, pokud se podíl zaměstnaných na populaci mezi jednotlivými ekonomikami liší.

$$HDP_{PPP} \equiv HDP_{nom} \frac{P^*}{P} \quad (9)$$

můžeme rovnici (8) přepsat na:

$$\frac{P}{P^*} = \left(\frac{HDP_{PPP}}{HDP_{PPP}^*} \right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} \left(\frac{A_N^*}{A_N} \right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} \quad (10)$$

což znamená elasticitu relativní cenové hladiny vůči relativnímu HDP v PPP ve výši $(1-\gamma)/\gamma$. Pokud se $(1-\gamma)$ rovná 50 %, dostaneme přesně jednotkovou elasticitu, kterou jsme odhadli v grafu 1.⁹ K dosažení elasticity ve výši 0,88 z grafu 2 by muselo platit $(1-\gamma) = 47$ %, což jako rozumnou hodnotu rovněž nelze vyloučit.¹⁰ O obou alternativních odhadech tedy můžeme říci, že jsou v souladu s B-S-modelem nejen *kvalitativně*, ale i *kvantitativně*.

Na tomto závěru se nic nezmění ani tehdy, pokud přejdeme od jednoduchých produkčních funkcí z rovnic (1) a (2) k obecnějším produkčním funkcím využívajícím vedle práce i kapitál a zároveň budeme předpokládat dokonalou mobilitu kapitálu mezi ekonomikami. Potom se rovnice (6) modifikuje (Obstfeld – Rogoff, 1998) na:

$$\frac{P}{P^*} = \left(\frac{A_T}{A_T^*} \right)^{\frac{(1-\gamma)(1-\beta)}{(1-\alpha)}} \left(\frac{A_N^*}{A_N} \right)^{(1-\gamma)} \quad (11)$$

kde α je rovnovážný podíl kapitálu na výrobě obchodovatelných statků a β je rovnovážný podíl kapitálu na výrobě neobchodovatelných statků.¹¹ Rovnice (10) se změní na:

$$\frac{P}{P^*} = \left(\frac{HDP_{PPP}}{HDP_{PPP}^*} \right)^{\frac{(1-\gamma)(1-\beta)}{1-(1-\gamma)(1-\beta)}} \left(\frac{A_N^*}{A_N} \right)^{\frac{1-\gamma}{1-(1-\gamma)(1-\beta)}} \quad (12)$$

Pokud budeme předpokládat například $\beta = 0,2$,¹² pak k dosažení jednotkové elasticity musí platit $(1-\gamma) = 63$ %, zatímco k dosažení elasticity ve výši 0,88 musí být $(1-\gamma) = 59$ %, což jsou v obou případech rozumné hodnoty.

Obecně tedy neplatí zjednodušená představa, že cenová hladina v ČR musí být přesně proporcionální úrovni HDP v PPP, tj. že v zemi s HDP ve výši zhruba 60 % EU bychom měli očekávat cenovou hladinu také zhruba ve výši 60 % EU. Naše výpočty naznačují, že závislost mezi HDP v PPP a cenovou hladinou nemusí mít jednotkový sklon, protože výše tohoto sklonu obecně

⁹ Pokud $(1-\gamma) = 50$ %, mění se zároveň nelineární vztah mezi HDP a cenovou hladinou z rovnice (10) na vztah lineární, jaký je možné pozorovat v grafu 1, a to i přesto, že byl použit geometrický cenový index. V této souvislosti je zajímavé poznamenat, že při regresi cenové hladiny vůči nominálnímu HDP v jednotlivých zemích se vztah jevil jako „mocninný“ (spíše než lineární) s odhadnutým parametrem $(1-\gamma) = 53$ %, tj. velmi blízko 50 %.

¹⁰ Vztah mezi nominálním HDP a cenovou hladinou se pro rozšířený vzorek 32 zemí jevil rovněž nelineární a odhad parametru $(1-\gamma)$ vyšel 47 %, tj. rovnal se uvedené hodnotě.

¹¹ Všimněme si, že pro $\alpha = \beta = 0$ se rovnice (11) redukuje na (6), a totéž platí i pro dvojici rovnic (12) a (10).

¹² Standardní neoklasický předpoklad je zhruba třetinový podíl kapitálu na produkci za celou ekonomiku. V sektoru neobchodovatelných statků (např. služeb) je však realističtější předpokládat spíše nižší než průměrnou kapitálovou náročnost.

závisí na podílu neobchodovatelných statků na HDP a na podílu kapitálu na produkci těchto statků. Jednotkový sklon nicméně patří do intervalu realistických hodnot.

3. Funguje v praxi teoretické rozlišení na obchodovatelné vs. neobchodovatelné statky?

V předchozí kapitole jsme v souladu se standardním B-S-modelem předpokládali, že ceny obchodovatelných komodit jsou mezi jednotlivými zeměmi vyrovnané a že k rozdílům dochází pouze u cen neobchodovatelných statků. Je tomu tak ale i ve skutečnosti? V pracích (Holub – Čihák, 2000, 2001) jsme ukázali, že v případě ČR jsou ceny poměrně výrazné pod úrovní vyspělých zemí EU i u většiny z těch komoditních skupin, které jsou většinou považovány za obchodovatelné. Přesto se však v ekonomických úvahách stále setkáváme s názorem, že něco takového není možné. Podívejme se proto podrobněji na mezinárodní srovnání cen typických „obchodovatelných“ statků.

Provedli jsme regresní analýzu vztahu cen zhruba třiceti podskupin soukromé spotřeby k HDP v jednotkách parity kupní síly pro vzorek 22 evropských zemí. Jinými slovy, provedli jsme stejnou regresi jako v grafu 1 pro ceny jednotlivých komoditních skupin, nikoli pro celkovou cenovou hladinu.¹³ Výsledky jsou prezentovány v *tabulce 1*.

Jak vidíme, vztah „cena vs. HDP“ vyšel ve všech regresích jako kladný. S výjimkou jedné komoditní skupiny (zařízení pro osobní dopravu) je tento vztah statisticky významný, a to v naprosté většině případů na 1% hladině významnosti. Velikost sklonu regresní přímky byla nižší než 0,5 pouze u tří komoditních skupin (zařízení pro osobní dopravu, nábytek, rekreační zařízení). Statistická významnost naprosté většiny regresí a vysoké odhadnuté sklony regresních přímek znamenají, že v praxi existují poměrně významné mezinárodní rozdíly u naprosté většiny komoditních skupin, včetně těch, které jsou obvykle považovány za obchodovatelné.

To však nemusí nutně znamenat, že neplatí B-S-model. V realitě každý finální statek obsahuje obchodovatelnou složku (např. suroviny) a neobchodovatelnou složku (např. dopravní, skladovací či marketingové služby apod.) – (Obstfeld – Rogoff, 1998, s. 202). Striktní rozlišení na obchodovatelné a neobchodovatelné statky – které je velmi užitečné pro teoretické účely – tak v praxi není možné. Můžeme pouze mluvit o komoditních skupinách s větším významem obchodovatelné složky (u nich bychom čekali relativně nízký sklon regresní přímky v tabulce 1) a o komoditách s větším významem neobchodovatelné složky (s vysokým sklonem regresní přímky).

Na agregátní úrovni může význam neobchodovatelné složky v celé ekonomice poměrně dobře aproximovat podíl služeb na HDP, takže pro celkovou cenovou hladinu dává B-S-model rozumné kvalitativní i kvantitativní předpovědi (viz výše). Pokud však chceme od zkoumání průměrné cenové hladiny přejít ke zkoumání relativních cen, nevystačíme – na rozdíl od učebnicového B-S-modelu – s dělením pouze na dvě skupiny (obchodovatelné vs.

¹³ Na rozdíl od grafu 1 se regrese vztahují k údajům za rok 1996, nikoli za rok 1999.

TABULKA 1 Regresní analýza pro komoditní skupiny (1996; 22 zemí)

komoditní skupina	C	sklon	t-stat.	R ²	Prob	CR96	CR99
chléb a obiloviny	0,02	0,98	7,65	0,75	0,000	-0,31	-0,25
maso	-0,01	1,09	10,12	0,84	0,000	-0,18	-0,14
ryby	0,21	0,69	7,28	0,73	0,000	-0,20	-0,11
mléko, sýry, vejce	0,24	0,99	8,65	0,79	0,000	-0,28	-0,23
oleje a tuky	0,45	0,70	4,60	0,51	0,000	-0,18	-0,12
ovoce, zelenina, brambory	0,14	0,87	8,08	0,77	0,000	-0,15	-0,12
jiné potraviny	0,42	0,63	4,48	0,50	0,000	-0,31	-0,22
nealkoholické nápoje	0,26	0,83	4,16	0,46	0,000	-0,27	-0,23
alkoholické nápoje	0,62	0,95	2,13	0,18	0,046	-0,45	-0,33
tabák	-0,15	1,29	6,72	0,69	0,000	-0,16	-0,02
odívání vč. oprav	0,24	0,72	5,30	0,58	0,000	-0,25	-0,15
obuv vč. oprav	0,50	0,51	5,83	0,63	0,000	0,00	0,15
hrubé nájemné a vodné	-0,38	1,16	8,19	0,77	0,000	-0,17	-0,02
palivo a energie	0,01	0,90	5,86	0,63	0,000	-0,25	0,03
nábytek, podlahoviny a opravy	0,56	0,37	4,23	0,47	0,000	-0,03	0,00
bytový textil a opravy	0,24	0,66	6,26	0,66	0,000	-0,05	0,05
domácí přístroje a opravy	0,39	0,50	5,59	0,61	0,000	-0,13	-0,05
ostatní výrobky a služby pro domácnost	0,23	0,81	7,47	0,74	0,000	-0,21	-0,09
léčebná a zdravotní péče	-0,22	1,19	8,32	0,78	0,000	-0,34	-0,30
zařízení pro osobní dopravu	1,03	0,21	1,05	0,05	0,305	-0,20	-0,19
provoz dopravního zařízení	0,16	0,94	10,54	0,85	0,000	-0,12	0,03
dopravní služby	-0,17	1,04	9,95	0,83	0,000	-0,18	-0,07
spoje	0,22	0,57	4,09	0,46	0,001	-0,30	-0,11
rekreační zařízení a opravy	0,68	0,41	3,66	0,40	0,002	-0,18	-0,13
rekreační a kulturní služby	-0,20	1,35	10,12	0,84	0,000	-0,30	-0,17
knihy, časopisy a noviny	-0,02	1,23	6,70	0,69	0,000	-0,33	-0,24
vzdělání	-0,27	1,08	9,21	0,81	0,000	-0,26	-0,19
restaurace, kavárny a hotely	0,03	1,12	6,62	0,69	0,000	-0,39	-0,28
jiné zboží a služby	0,08	0,92	8,13	0,77	0,000	-0,27	-0,17

vysvětlivky: C značí absolutní člen v regresi; „sklon“ je odhadnutý sklon regresní přímky; t-stat je t-statistika pro odhad koeficientu sklonu regresní přímky; R² je koeficient determinace; Prob je hladina statistické významnosti celé regrese; CR96 znamená reziduum ČR v jednotlivých regresích pro rok 96 (např. údaj -0,2 znamená, že daná cena v ČR vztažená k ceně v SRN je o 20 % bodů nižší, než by podle regrese měla být; kurzívou psaná čísla převyšují 1 směrodatnou chybu regrese), CR99 je reziduum spočítané z extrapolovaných dat ČR pro rok 1999.

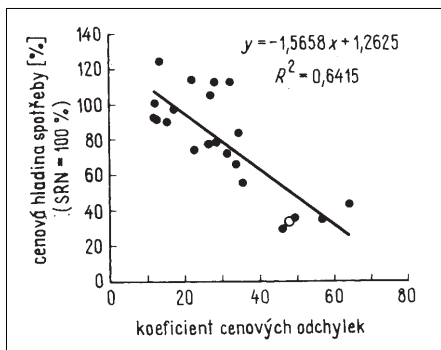
neobchodovatelné) a s jednou relativní cenou (cena obchodovatelných vs. cena neobchodovatelných statků). Musíme pracovat s jemnějším členěním statků a celkovou strukturou jejich relativních cen.

4. Jaký je empirický vztah mezi odchylkami v relativních cenách a průměrnou cenovou hladinou?

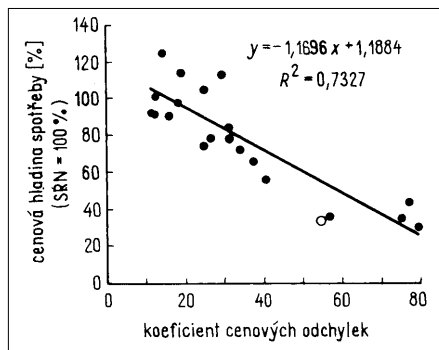
Neschopnost rozlišit v mezinárodních srovnáních cen mezi obchodovatelnými a neobchodovatelnými komoditami byla hlavním důvodem toho, proč jsme v našich předchozích článcích (Holub – Čihák, 2000, 2001), (Janáček

GRAF 3 Koeficient cenových odchylek vs. cenová hladina (1996)

a) nominální váhy



b) reálné váhy



pramen: ČSÚ; OECD; výpočty autorů

a kol., 1999) definovali „koeficient cenových odchylek (ρ)“, který měří vychýlenost relativních cen v dané ekonomice vůči referenční zemi (v našem případě Německu). Tento koeficient lze vypočítat podle vzorce:

$$\rho \equiv \frac{1}{\mu^{SR}} \sqrt{\sum_i w_i (P_i^{SR} - \mu^{SR})^2} \quad \text{kde: } \mu^{SR} \equiv \sum_i w_i P_i^{SR} \quad (13)$$

kde P_i^{SR} je cena komodity i v domácí ekonomice v porovnání s její cenou v zahraničí (Německu), w_i jsou váhy jednotlivých komodit a μ^{SR} je průměrná cenová hladina spotřeby.¹⁴

V teoretickém B-S-modelu je průměrná cenová hladina země přímo spojena s relativní cenou neobchodovatelných statků vůči statkům obchodovatelným (viz rovnice 5 a 6). Proto by u jakéhokoli zobecnění na realitu mělo platit, že bude existovat významná statistická korelace mezi mírou vychýlenosti struktury relativních cen v dané zemi a průměrnou cenovou hladinou. Tento požadavek koeficient cenových odchylek splňuje – viz graf 3 –, a to jak pro koeficient s nominálními váhami, tak pro koeficient s váhami reálnými.¹⁵ V obou případech je proložená regrese statisticky významná na všech běžných hladinách významnosti. Koeficient sklonu vyšel –1,57 pro nominální váhy a –1,17 pro váhy reálné.

Do jaké míry jsou však vztahy odhadnuté v grafu 3 stabilní v čase a robustní vůči výběru zemí, které srovnáváme? Na první část této otázky dává odpověď tabulka 2, srovnávající výsledky regrese cenové hladiny na koeficientu cenových odchylek za všechny srovnávací projekty od roku 1980. Ur-

¹⁴ Koeficient cenových odchylek nepředstavuje jediný možný způsob měření cenových odchylek, nicméně jde o jednoduchou veličinu, kterou lze intuitivně dobře interpretovat. Veličinu ρ můžeme chápat jako „váženou směrodatnou odchylku“ srovnatelných cen. V případě, že jsou srovnatelné ceny všech komodit stejné (např. všechny dosahují 60 %EU), koeficient cenových odchylek nabývá nulové hodnoty; ve všech ostatních případech je kladný. Pro diskuzi způsobu měření odchylek ve strukturách relativních cen viz např. (Kurabayashi – Sakuma, 1990).

¹⁵ Podrobněji o problému nominálních vs. reálných vah viz (Holub – Čihák, 2000, 2001).

TABULKA 2 Analýza vztahu koeficientu cenových odchylek k cenové hladině

	počet	C	sklon	t-stat.	R ²	Prob
nominální váhy: 1980	15	1,17	-1,35	-4,03	0,56	0,001
1985	17	1,08	-0,75	-1,76	0,17	0,099
1990	20	1,22	-1,12	-3,27	0,37	0,004
1993	22	1,21	-1,61	-9,24	0,81	0,000
1996	22	1,26	-1,57	-5,98	0,64	0,000
reálné váhy: 1980	15	1,13	-1,13	-4,58	0,62	0,001
1985	17	1,15	-0,88	-3,50	0,45	0,003
1990	20	1,34	-1,54	-4,59	0,54	0,000
1993	22	1,13	-1,23	-9,15	0,81	0,000
1996	22	1,19	-1,17	-7,40	0,73	0,000

vysvětlivky: „Počet“ udává počet zemí zahrnutých v regresi; C značí absolutní člen v regresi; „sklon“ je odhadnutý sklon regresní přímky; t-stat je t-statistika pro odhad koeficientu sklonu regresní přímky; R² je koeficient determinace; Prob je hladina statistické významnosti celé regrese.

TABULKA 3 Růst cenové hladiny odpovídající poklesu koeficientu cenových odchylek na 30 % v procentních bodech cenové hladiny SRN

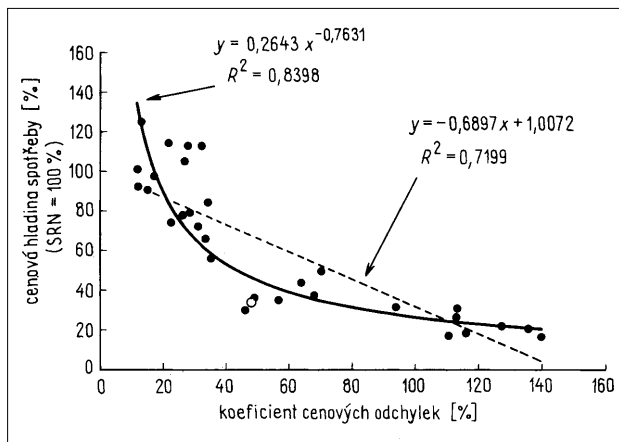
	reálné váhy	nominální váhy
Česká republika	30,3 (17,6)	28,3 (15,7)
Maďarsko	33,8	30,5
Polsko	62,8	53,5
Rusko	57,5	42,2
Slovensko	60,8	25,5
Slovinsko	13,0	8,4

vysvětlivka: Čísla v závorce pro ČR udávají hodnoty odvozené od koeficientů cenových odchylek za rok 1999.

čítým problémem tohoto srovnání je skutečnost, že vzorek zemí v průběhu času narůstal s tím, jak se do projektu postupně zapojovalo více zemí střední a východní Evropy, a regrese proto nejsou plně srovnatelné. Přesto můžeme dospět k několika základním závěrům: (1) regrese jsou statisticky významné pro všechny roky, i když pro nominální váhy v roce 1985 jen na 10% hladině spolehlivosti; (2) regrese pro reálné váhy mají větší koeficient determinace než regrese pro váhy nominální; (3) statistická významnost je nejvyšší pro roky 1993 a 1996, které zahrnují největší vzorek zemí (tranzitivní země představují vlivné body); (4) odhady sklonu regresních přímek se zdají být stabilní mezi roky 1993 a 1996, ale nikoli pro dřívější období; (5) pokud však spočítáme průměr odhadnutých sklonů pro reálné váhy za roky 1980, 1985 a 1990, dostaneme 1,18, což je velmi blízko odhadům pro rok 1993 a 1996.

Za předpokladu stability odhadnutých sklonů regresních přímek za rok 1996 můžeme na jejich základě získat hrubý odhad toho, o kolik procentních bodů by se v poměru k Německu měla zvýšit průměrná cenová hladina transformačních ekonomik, pokud jejich reálná konvergence umožní snížení koeficientu cenových odchylek na úroveň 30 % (kde se zřejmě budou během několika let nacházet nejméně vyspělé země EU). Výsledky jsou uvedeny v tabulce 3. Jak vidíme, největší nárůst cenové hladiny by se dal z titulu konvergence relativních cen očekávat v Polsku a Rusku, nejmenší naopak ve Slovinsku a ČR. Tyto jednoduché propočty však musíme brát s velkou rezervou, protože odhadnuté regresní vztahy „nesedí“ dokonale a u řady

GRAF 4 Koeficient cenových odchylek vs. cenová hladina (32 zemí, 1996)



pramen: OECD; Statistical Office of Macedonia; výpočty autorů

zemí existují poměrně značná rezidua, která je obtížné vysvětlit (podobně jako v regresích HDP vs. cenová hladina), natož pak předvídat jejich vývoj do budoucna.¹⁶

Na otázku robustnosti odhadnutých vztahů vůči souboru srovnávaných zemí dává částečnou odpověď graf 4, který je analogií grafu 3 pro vzorek rozšířený na 32 zemí (viz poznámka 2).¹⁷ Jak vidíme, klesající vztah mezi koeficientem cenových odchylek a cenovou hladinou zůstává statisticky významný na všech běžných hladinách spolehlivosti, avšak jeví se nelineární. Z tohoto pohledu mohou regresní přímky z grafu 3 nadhodnocovat sklon pro transformační ekonomiky (a pak jsou nadhodnocené odhady v tabulce 3) a podhodnocovat ho pro ekonomiky vyspělé.

5. Jaký mechanismus přizpůsobování relativních cen je nejpravděpodobnější?

V našich předchozích studiích (Holub – Čihák, 2000, 2001) jsme předpokládali, že rozsah přizpůsobení ceny individuální komodity bude úměrný příslušné cenové mezeře vůči referenční zemi:

$$P_i^* = P_i^0 + s (1 - P_i^0) \quad (14)$$

kde P_i^0 a P_i^* označují počáteční, resp. koncovou hodnotu srovnatelné ceny komodity i a s je koeficient přizpůsobení vyjadřující rychlost, s jakou se uzavírají cenové mezery. Argumentovali jsme, že tento mechanismus cenového přizpůsobení je nejen jednoduchý, ale také konzistentní s minulými údaji

¹⁶ Například Polsko leželo v roce 1996 výrazně nad regresními přímkami, zatímco ČR pod nimi – podobně jako v regresích HDP vs. cenová hladina.

¹⁷ Přesně řečeno se jedná o analogii grafu 3a, protože u pobaltských a balkánských transformačních ekonomik jsme měli k dispozici pouze nominální váhy.

TABULKA 4 Přizpůsobení jednotlivých cen podle regresních přírůmků

v %

	koeficient cenových odchylek	cenová hladina	zvýšení CPI
reálné váhy – přizpůsobení reziduí:			
100 %	32,3	61,8	89,3
70 %	31,3	58,3	68,2
50 %	31,1	55,9	55,2
30 %	31,3	53,6	43,1
0 %	32,7	50,1	26,2
nominální váhy – přizpůsobení reziduí:			
100 %	28,8	72,0	74,3
70 %	28,3	68,1	55,3
50 %	28,3	65,4	43,7
30 %	28,8	62,8	32,9
0 %	30,4	58,9	17,8

poznámka: Výpočty předpokládají, že se české HDP zvýší z 55 % na 65 % německého HDP; „zvýšení CPI“ představuje implikovanou hodnotu zvýšení CPI za zjednodušujícího předpokladu nulové flexibility jednotlivých cen směrem dolů (Holub – Čihák, 2000).

pro ČR. Na základě minulých údajů jsme odhadli nejpravděpodobnější hodnotu s a propočítali, s jakým zvýšením cenové hladiny je spojena daná změna koeficientu cenových odchylek.

Alternativní přístup k odhadu potenciálních cenových tlaků vychází z empirických vztahů mezi jednotlivými cenami a HDP popsanych v tabulce 1. Tyto empirické vztahy umožňují odhadnout vliv změny HDP na každou jednotlivou cenu, a tím na koeficient cenových odchylek. Předpokládejme například, že HDP na hlavu v ČR se zvýší z 55 na 65 % německé úrovně. Pokud jsou regresní vztahy v tabulce 1 stabilní, pohyb jednotlivých cen lze odhadnout jako velikost posunu podél jednotlivých regresních přírůmků. Kromě toho je však třeba přihlídnout k faktu, že Česká republika má ve většině těchto regresí výrazně negativní reziduum, takže je rozumné předpokládat, že v průběhu procesu přizpůsobení se bude snižovat také reziduum v těchto regresích (i když náš další text tuto hypotézu částečně relativizuje). *Tabulka 4* shrnuje jednotlivé výsledky v závislosti na konkrétní hodnotě koeficientu přizpůsobení od 0 do 100 %. *Tabulka* naznačuje, že klíčovým prvkem určujícím změny v koeficientu cenových odchylek je HDP, nikoli zmenšování regresního rezidua, nicméně rozsah snížení regresního rezidua výrazně ovlivňuje cenovou hladinu. Například pro reálné váhy se odhadnutá koncová úroveň cenové hladiny v ČR pohybuje od 50 % (pro nulové snížení reziduí) do 62 % německé úrovně (pro úplné snížení reziduí).

6. Co způsobuje velké negativní reziduum ČR v regresi cenové hladiny vůči HDP?

Při regresi pro náš základní vzorek 22 zemí se ČR v roce 1996 nacházela 23 % bodů, tj. o více než 2 standardní chyby regrese, pod proloženou přímkou. Měla tak ze všech srovnávaných zemí největší negativní reziduum. V roce 1999 se již reziduum ČR snížilo na zhruba 15 p. b. (1,7násobek standardní chyby regrese), stále však zůstalo mezi srovnávanými zeměmi zcela nejvyšší. Existence tak významného záporného rezidua je jedním

z hlavních důvodů toho, proč je v ČR věnována problematice cenové konvergence k EU tak velká pozornost. Toto negativní reziduum jednak vzbuzuje obavu, že by po vstupu do EU mohlo dojít ke skokovému zvýšení cenové hladiny v ČR, jednak je často interpretováno jako nepřímý důkaz existence strukturálních a institucionálních problémů v české ekonomice (Vintrová a kol., 2001), (Turek, 2001). Ovšem jeho skutečná příčina stále zůstává nezodpovězenou otázkou.

Nejjednodušším vysvětlením nízké cenové hladiny v ČR je hypotéza, že regulace některých sociálně citlivých cen je stále úzkostlivější, než by odpovídalo relativní ekonomické vyspělosti ČR – např. (Holub – Čihák, 2000, 2001). Je tato hypotéza pravdivá? K zodpovězení této otázky se můžeme podívat zpět do tabulky 1, která udává výši rezidua ČR v regresích pro jednotlivé komoditní skupiny. Vidíme, že v roce 1996 měla ČR vysoká záporná rezidua u nájemného, cen paliv a energií, zdravotnictví, školství, spojů apod., což jsou vesměs regulované ceny. Zajímavé ovšem je zjištění, že v roce 1999 již byla (extrapolovaná) rezidua nízká u nájemného, cen paliv a energií i u spojů – lze tedy říci, že v těchto komoditních skupinách pokročila deregulace cen mezi roky 1996 a 1999 poměrně daleko, což přispělo k poklesu celkového rezidua ČR v regresi „HDP vs. průměrná cenová hladina“.¹⁸ Nestandardně nízké ceny tak v oblasti regulovaných cen zůstávají zejména u široce pojatých sociálních služeb (ve zdravotnictví, školství apod.), což odráží téměř výlučný podíl státu na jejich financování.

Vedle regulovaných cen však v ČR měla – zejména v roce 1996 – významné negativní reziduum i řada jiných komodit, včetně těch, které bývají považovány za „obchodovatelné“. K objasnění těchto reziduí již musíme jít za hranici jednoduché regrese „HDP vs. cenová hladina“ a snažit se zařadit do analýzy i další vysvětlující faktory. Volba těchto faktorů by přitom neměla být zcela *ad hoc*, ale měla by vycházet z ekonomické teorie.

Jednou z možností je odmítnout předpoklad Balassy a Samuelsona o dokonalé konkurenci na trhu obchodovatelných komodit a předpokládat, že konkurence je monopolistická, což znamená, že ceny obchodovatelných statků se mezi jednotlivými zeměmi mohou lišit podle výše monopolistické přírážky. Nadměrně stlačená cenová hladina v ČR pak může být částečně vysvětlována vysokým podílem sofistikovaných produktů v českém vývozu. U těchto výrobků hraje velkou roli kvalita, ať už skutečná, nebo vnímaná. Naopak menší roli hrají faktory cenové. Pokud je pravda, že české zboží je (nebo alespoň v roce 1996 ještě bylo) na vyspělých západních trzích považováno za „nekvalitní zboží z východu“, museli čeští výrobci tuto nevýhodu kompenzovat nižšími cenami. Toto cenové podbízení musí být o to větší, oč nižší je cenová elasticita poptávky (Holub – Čihák, 2000, 2001). Aproximovat možný vliv tohoto faktoru v regresi jsme se rozhodli zařazením veličiny *exp7*, udávající podíl vývozu strojů a dopravních zařízení (tj. skupiny SITC 7) na celkovém vývozu jednotlivých ekonomik. Vztah mezi touto veličinou a cenovou hladinou však není zřejmě monotónní – málo vyspělé ekonomiky se při vývozu sofistikovaných výrobků musejí cenově podbízet, zatímco „luxusní“ sofistikované výrobky z vyspě-

¹⁸ ČR se k regresní přímce přiblížila zhruba z poloviny v důsledku nárůstu relativní cenové hladiny vůči SRN (zhruba o 5 p. b.) a z druhé poloviny v důsledku poklesu relativního HDP (také cca o 5 p. b.) během hospodářské recese.

lých zemí naopak umožňují dosahovat vyšší monopolistické premie. Proto jsme do regrese zařadili i součin veličiny $exp7$ a $HDP - HDP_{96}$ – jednotlivých zemí.

Vedle rozdílných úrovní monopolistické přírážky mohou selhání zákona jedné ceny u obchodovatelných statků způsobovat i vládní zásahy do ekonomiky, například daně, cla apod. Vliv těchto zásahů jsme se rozhodli souhrnně aproximovat podílem příjmů veřejných rozpočtů na $HDP - gov$.¹⁹ Čím větší je tato pomocná proměnná, tím větší lze čekat cenovou hladinu v jednotlivých zemích.

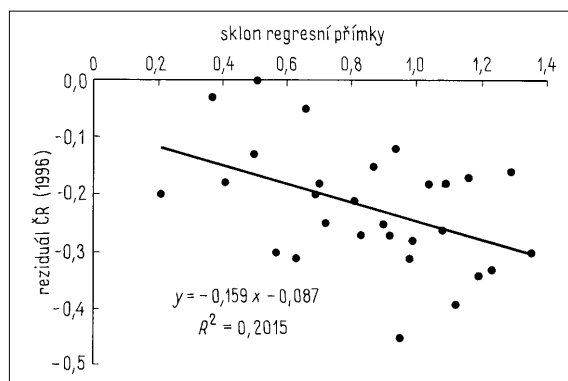
Pro vysvětlení reziduí v regresích cenové hladiny vůči HDP však nemůžeme odmítat základní předpoklady B-S-modelu; část z těchto reziduí můžeme vysvětlit i v jeho rámci. Za prvé, produktivitu v sektoru obchodovatelných statků neodráží v B-S-modelu HDP na hlavu, ale HDP na pracovníka (viz poznámka 8). Pokud se podíl pracovníků k celkové populaci v jednotlivých zemích liší, může HDP na hlavu aproximovat produktivitu jen velmi nedokonale. Například v ČR je míra pracovní aktivity populace – i přes klesající trend – tradičně vysoká, takže HDP na hlavu zkresluje produktivitu v sektoru obchodovatelných statků v ČR směrem nahoru, což může přispívat k velkému zápornému reziduu české ekonomiky. Proto jsme do regresní rovnice zařadili veličinu *aktivita*, definovanou jako podíl zaměstnanosti na celkové populaci. Čím větší je tato veličina, tím nižší lze čekat cenovou hladinu.

Za druhé, v B-S-modelu ovlivňuje relativní cenovou hladinu nejen produktivita v sektoru obchodovatelných statků, ale i relativní produktivita v sektoru statků neobchodovatelných – viz rovnice (10) a (12). Rozdíly v produktivitě u neobchodovatelných statků se ve zjednodušených výkladech B-S-modelu často ignorují, v praxi však mohou být významné. V logice B-S-modelu pak může nízká cenová hladina (jakou má například ČR) být známkou toho, že země dosahuje ve srovnání s jinak stejně vyspělými ekonomikami relativně vysoké produktivity v sektoru neobchodovatelného zboží, která snižuje jednotkové mzdové náklady, a tím i ceny v tomto sektoru. Potvrzení této hypotézy by postavilo na hlavu často přijímanou tezi, že nízká cenová hladina ČR je odrazem něčeho nežádoucího (nedokončených deregulací, strukturálních a institucionálních problémů, nízké necenové konkurenceschopnosti apod. – viz například (Vintrová a kol., 2001), (Turek, 2001).

Pokud by uvedená hypotéza platila, očekávali bychom, že negativní rezidua ČR z regresí v tabulce 1 budou větší pro komodity s vysokým podílem neobchodovatelné složky, tj. pro komodity s relativně vysokým koeficientem sklonu v regresích v tabulce 1. *Graf 5* potvrzuje existenci tohoto vztahu, který sice není příliš silný, je však statisticky významný na 5% hladině spolehlivosti. Pokud navíc místo metody běžných nejmenších čtverců použijeme metodu zobecněných nejmenších čtverců a připíšeme relativně větší váhu reziduům z těch regresí, které mají největší vysvětlovací schopnost (nevyšší R^2), dostaneme regresi statisticky významnou na 1% hladině spolehlivosti.

¹⁹ Kromě toho jsme jako pomocnou proměnnou zkoušeli použít rovněž podíl výnosů z nepřímých daní na HDP . Koeficient u této veličiny však vycházel záporný, což odporuje ekonomické intuici, takže jsme tuto veličinu nakonec z regresní rovnice vypustili.

GRAF 5 Vztah reziduí ČR k podílu neobchodovatelné složky v komoditě



pramen: výpočty autorů

Tento jednoduchý, indikativní test však samozřejmě není dostatečným důkazem toho, že nízká cenová hladina v ČR je – alespoň zčásti – skutečně dána vysokou produktivitou v sektoru obchodovatelných statků. Pro formálnější testování této hypotézy jsme do regrese cenové hladiny vůči HDP zařadili jako aproximaci produktivity v sektoru neobchodovatelných statků veličinu *prodN*, definovanou jako podíl nominálního HDP v jednotlivých podskupinách sektoru služeb a cenové hladiny těchto podskupin v jednotlivých zemích (OECD, 1999)²⁰ vztažený k počtu pracovníků ve službách v jednotlivých zemích a nanormovaný tak, aby produktivita v sektoru služeb Německa představovala 100 %. Získané hodnoty jsou znázorněny v grafu 6. Jak vidíme, produktivita práce v sektoru služeb se v ČR nachází zhruba na úrovni řady vyspělých zemí, jako jsou např. Velká Británie, Německo nebo Švédsko.²¹ Zároveň se nachází mírně nad úrovní produktivity v sektoru služeb ve všech srovnávaných transformačních ekonomikách, výraznější je rozdíl zejména vůči Polsku a Rusku. To naznačuje, že relativně vysoká produktivita v sektoru služeb by skutečně mohla zčásti vysvětlovat nízkou cenovou hladinu v ČR.

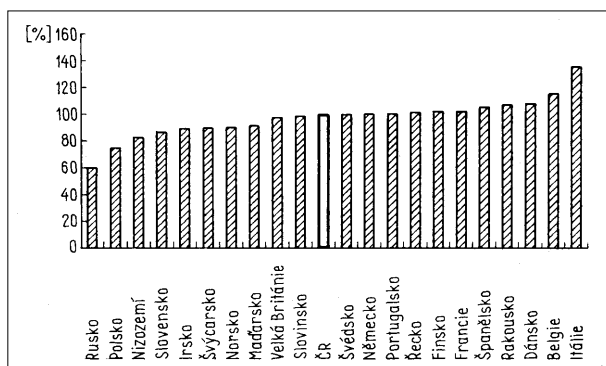
Výsledky regrese rozšířené o všechny diskutované veličiny jsou shrnuty v tabulce 5.

Celková vysvětlující schopnost této rozšířené regrese je mírně lepší než u jednoduché regrese „HDP vs. cenová hladina“ (koeficient determinace 0,93 v porovnání s 0,88 u jednoduché regrese). Dodatečné vysvětlující veličiny

²⁰ Tím, že jsme pro tento účel přijali hrubé členění spotřeby na zboží a služby a následně použili služby jako pomocnou proměnnou pro celý sektor obchodovatelných statků, jsme částečně popřeli své vlastní poznatky uvedené v předchozí části textu o nemožnosti empiricky rozlišit obchodovatelné statky od neobchodovatelných. Jiným způsobem se však, bohužel, postupovat nedalo. Navíc jsme tento postup aplikovali na „agregátní“ regresi „HDP vs. průměrná cenová hladina“, pro kterou základní B-S-model dává podle našich zjištění rozumné predikce (viz výše); to částečně snižuje závažnost našeho prohřešku.

²¹ Z vyspělých zemí je nejvíce „vychýleným“ pozorováním Itálie, u níž vyšla produktivita ve službách téměř o 40 % vyšší než v ostatních rozvinutých ekonomikách. Pro tuto skutečnost nemáme žádné jednoduché vysvětlení.

GRAF 6 Produktivita práce v sektoru služeb (1996, SRN = 100 %)



pramen: OECD; ILO; výpočty autorů

vyšly statisticky významné alespoň na 10% hladině významnosti s výjimkou podílu veřejných příjmů na HDP (*gov*) a míry ekonomické aktivity (*aktivita*) – i u těchto dvou veličin však standardní ekonometrické testy indikovaly rozumnost jejich ponechání v regresi. Všechny koeficienty u vysvětlujících veličin mají očekávaná znaménka. U veličiny *exp7* se potvrdil předpoklad nemonotónnosti jejího vztahu k cenové hladině – pro ekonomiky s HDP pod 75 % průměru SRN vede větší podíl vývozu strojů v průměru k nižší cenové hladině a naopak.

Zajímavým zjištěním je skutečnost, že v této rozšířené regresi má ČR i nadále záporné reziduum, ovšem proti základní regresi se jeho absolutní výše snížila: na 11 p. b. (z 23 p. b.), tj. na 1,2násobek standardní chyby regrese. Vezmeme-li v potaz skutečnost, že mezi roky 1996 a 1999 došlo v důsledku deregulací (a částečně v důsledku poklesu relativního HDP) ke snížení rezidua v základní regresi o 8 p. b., nemusí být v současnosti cenová hladina v ČR již tak výrazně vychýlená směrem dolů v porovnání s tím, co je vysvětlitelné ekonomickou teorií a mezinárodními srovnáními.²² Zbývající nevysvětlenou část pak lze do značné míry přičíst cenám potravin (viz jejich velká rezidua za rok 1999 v tabulce 1), jejichž nižší cena v ČR plyne z menší

TABULKA 5 Rozšířená regrese „HDP vs. cenová hladina“ (1996, 22 zemí)

vysvětlovaná proměnná: průměrná cenová hladina roku 1996				
počet zemí: 22				
proměnná	koeficient	SE	t-statistika	Prob.
<i>konstanta</i>	0,66	0,30	2,21	0,04
<i>HDP_96</i>	0,58	0,24	2,44	0,03
<i>aktivita</i>	-0,72	0,46	-1,56	0,14
<i>ProdN</i>	-0,34	0,19	-1,83	0,09
<i>exp7</i>	-1,09	0,55	-1,99	0,06
<i>exp7 * HDP_96</i>	1,44	0,61	2,36	0,03
<i>Gov</i>	0,50	0,38	1,32	0,21
<i>R</i> ²	0,93	<i>F</i> -statistika		32,79
<i>R</i> ² upravené	0,90	prob (<i>F</i> -statistika)		0,00

regulace agrárního trhu v porovnání se společnou zemědělskou politikou EU (i s regulací trhu v jiných transformačních ekonomikách, kde je agrární sektor podstatně významnější než v ČR). Jediný cenový šok, který by tak mohl pro ČR ze vstupu do EU bezprostředně plynout v souvislosti s negativním reziduem cen v ČR v mezinárodních srovnáních, je šok z přijetí společné zemědělské politiky (Vintrová, 2001). Z hlediska měnové politiky je příznivá ta skutečnost, že se jedná o typ šoku, na který lze aplikovat tzv. institut výjimek při cílování inflace, tj. centrální banka nemusí bojovat proti primárním dopadům tohoto šoku do cen, ale pouze proti jeho sekundárním dopadům na ostatní ceny.

Na závěr je vhodné upozornit i na některé problémy rozšířené regrese, které se vztahují zejména k pomocné proměnné pro produktivitu v sektoru služeb. Za prvé, pokud dochází k chybám měření cenových hladin v sektoru služeb – což lze v mezinárodních srovnáních očekávat –, zkresluje to zároveň celkovou cenovou hladinu (tj. vysvětlovanou proměnnou) i pomocnou proměnnou pro produktivitu ve službách (tj. jednu z vysvětlovaných proměnných). To může vést k náhodné korelaci obou veličin a k vychýleným odhadům. Dobrým příkladem může být právě ČR, jejíž veřejné služby byly v roce 1996 ohodnoceny stejným stupněm kvality jako ve vyspělých zemích, což v porovnání s předchozími srovnáními posunulo českou cenovou hladinu směrem dolů a zároveň zvýšilo měřítko produktivity v sektoru služeb. Za druhé, není jasné, proč koeficient u produktivity v sektoru služeb vyšel výrazně menší než koeficient u HDP – podle rovnice (10) by měly být oba koeficienty zhruba stejné a podle rovnice (12) by měl být sklon u produktivity ve službách dokonce mírně vyšší než u HDP. Uvedené skutečnosti naznačují, že rozšířenou regresi musíme brát spíše jako hrubou ilustraci možného vysvětlení velkého negativního rezidua v ČR než jako stoprocentně korektní odhad, na jehož základě by bylo možné „prognózovat“ cenovou hladinu v jednotlivých zemích. Zdokonalení ekonometrických postupů u rozšířené regrese však jde za rámec tohoto příspěvku, a necháváme ho proto jako námět pro budoucí výzkum.

7. Závěr

V tomto příspěvku jsme diskutovali několik otázek spojených s cenovou konvergencí ČR k EU, které podle našeho názoru dosud nebyly uspokojivě zodpovězeny v předchozích pracích.

Ukázali jsme, že závislost průměrné cenové hladiny jednotlivých zemí na HDP v jednotkách kupní síly má pro vzorek evropských členů OECD a transformačních ekonomik sklon v intervalu zhruba 0,9–1,0, v závislosti na skupině transformačních zemí zařazených do regrese. Ukázali jsme, že tato empiricky zjištěná závislost je konzistentní s B-S-modelem nejen z kvalitativního, ale i kvantitativního pohledu. Na agregátní úrovni tedy funguje B-S-model uspokojivě.

²² Když jsme do regrese zařadili za ČR údaje o HDP a cenové hladině za rok 1999 místo roku 1996, snížil se reziduál na méně než 5 p. b., a byl tedy výrazně nižší než 1 směrodatná chyba regrese.

Pokud však zkoumáme výsledky mezinárodních srovnání na úrovni jemnějšího členění spotřeby, zjistíme, že v praxi je rozlišení mezi obchodovatelnými a neobchodovatelnými statky, jak to předpokládá B-S-model, obtížné. Regrese cen v jednotlivých komoditních skupinách spotřeby vůči HDP srovnávaných zemí vyšly v naprosté většině případů statisticky významné, což dokazuje, že mezi jednotlivými zeměmi existují systematické rozdíly v cenách i u typických „obchodovatelných“ komodit. To lze vysvětlit tím, že finální cena každého výrobku obsahuje kromě obchodovatelných surovin i řadu služeb – například dopravních, skladovacích, prodejních apod., které jsou neobchodovatelné.

Neschopnost rozlišit v mezinárodních srovnáních cen mezi obchodovatelnými a neobchodovatelnými komoditami byla hlavním důvodem toho, proč jsme v minulosti definovali „*koeficient cenových odchylek*“, který měří vychýlenost relativních cen v dané ekonomice vůči referenční zemi (v našem případě Německu). V tomto příspěvku jsme se snažili ukázat, že tento koeficient je dobrým zobecněním relativní ceny obchodovatelných vs. neobchodovatelných komodit ze základního B-S-modelu v tom smyslu, že je statisticky významně korelován s průměrnou cenovou hladinou v jednotlivých zemích. Při podrobnějším zkoumání jsme zjistili, že tato statistická závislost je relativně stabilní v čase, na druhou stranu však nemusí být robustní vůči výběru srovnávaných zemí – pro vzorek rozšířený o méně rozvinuté transformační ekonomiky se tento vztah jeví jako nelineární.

Zabývali jsme se rovněž tím, jakým způsobem by v budoucnu mohlo probíhat přibližování struktury relativních cen v ČR k Německu. Na rozdíl od našich dřívějších analýz (Holub – Čihák, 2000, 2001), v nichž jsme arbitrárně předpokládali „lineární“ uzavírání cenových mezer, jsme v tomto příspěvku zkoumali dopady konvergence cen v jednotlivých komoditních skupinách na základě empiricky odhadnutých regresních přímek pro tyto komoditní skupiny. Zjistili jsme, že získané závěry se příliš neliší od závěrů založených na scénáři „lineární“ konvergence, pokud nepředpokládáme příliš rychlé snižování reziduí ČR v odhadnutých regresních vztazích.

A konečně jsme se snažili objasnit, co může být příčinou velkého negativního rezidua ČR v rovnici „HDP vs. cenová hladina“ za rok 1996. Ukázali jsme, že částečným vysvětlením byla regulace cen, což potvrdila velká záporná rezidua ČR v regresních odhadech u nájemného, cen paliv a energií, zdravotnictví, školství, spojů apod. Zároveň jsme však zjistili, že již v roce 1999 byla tato rezidua nízká u nájemného, cen paliv a energií i u spojů, což naznačuje, že v těchto komoditních skupinách pokročila deregulace cen mezi roky 1996 a 1999 poměrně daleko. Nestandardně nízké ceny tak v oblasti regulovaných cen zůstávají zejména u široce pojatých sociálních služeb (ve zdravotnictví, školství apod.).

Regulace cen však nevysvětlovala nízkou cenovou hladinu v ČR úplně. Proto jsme do regresního odhadu zkusili zařadit některé další pomocné proměnné. Jako statisticky významná veličina se ukázal například podíl sofistikovaných výrobků na vývozu z jednotlivých zemí. Pro vyspělé země umožňuje vysoký podíl strojů dosahovat vyšší monopolistické přírážky, a tím cenové hladiny, neboť jejich zboží je vnímáno jako vysoce kvalitní. Méně vyspělé země s vysokým podílem sofistikovaných výrobků na vývozu – jako například ČR – naopak dosahují nižších cen, neboť jejich výrobky jsou vnímány jako méně kvalitní, takže tyto země musejí přistupovat k cenovému podbízení se. Statisticky významná vyšla také pomocná proměnná pro pro-

duktivitu práce v sektoru neobchodovatelných statků. Pokud je tato produktivita vysoká, snižuje jednotkové mzdové náklady v sektoru neobchodovatelných statků, a tím i celkovou cenovou hladinu země. Ukázali jsme, že v ČR je tato produktivita podle výsledků mezinárodních srovnání na úrovni většiny vyspělých zemí a vyšší než ve většině transformačních ekonomik (i když to může částečně odrazet problémy dat).

Po zařazení dodatečných vysvětlujících proměnných do regrese mezi cenovou hladinou a HDP kleslo negativní reziduum ČR pro rok 1996 na 11 p. b. a pro rok 1999 dokonce na méně než 5 p. b. Tento zpřesněný odhad naznačuje, že nízká cenová hladina v ČR není žádnou velkou hádankou a že obavy z velkého cenového skoku po vstupu do EU jsou do značné míry liché. Možnou výjimku představují pouze ceny potravin, u nichž by přijetí jednotné zemědělské politiky EU mohlo znamenat významnější šok.

LITERATURA

ASEA, P. K. – CORDEN, W. M. (ed.) (1994): The Balassa-Samuelson Model: An Overview (Special issue: thirty years of the Balassa-Samuelson model.) *Review of International Economics*, 1994, no. 2 (October).

BALASSA, B. (1964): The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Review of Economics and Statistics*, 1964, no. 4, pp. 231–238.

Český statistický úřad (1999): *Srovnání hrubého domácího produktu a cenové úrovně ČR za rok 1996*. Publikace č. 0117–99, Praha, ČSÚ, 1999.

DE BROECK, M. – SLØK, T. (2001): Interpreting Real Exchange Rate Movements in Transition Countries. *IMF Working Paper*, 2001, No. 01/xx.

DE GREGORIO, J. – GIOVANNINI, A. – KRUGER, T. (1994): The Behavior of Nontradable Goods Prices in Europe: Evidence and Interpretation. *Review of International Economics*, no. 2 (October), pp. 284–305.

FROOT, K. A. – ROGOFF, K. (1995): Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. In: Grossman, G. M. – Rogoff, K. (eds.): *Handbook of International Economics*, vol. 3, North Holland, Amsterdam, 1995.

HESTON, A. – LIPSEY, R. E. (eds.) (1999): International and Interarea Comparisons of Income, Output, and Prices. *Studies in Income and Wealth*, vol. 61, NBER. The University of Chicago Press, Chicago, 1999.

HOLUB, T. – ČIHÁK, M. (2000): Cenová konvergence k EU – problém relativních cen. *Politická ekonomie*, 2000, č. 5, ss. 660–671.

HOLUB, T. – ČIHÁK, M. (2001): *Cenová konvergence k EU a její důsledky pro inflaci*. Praha, Úřad vlády ČR, 2001 – podkladová analýza pro studii: Vintrová a kol. (2001): <http://www.vlada.cz/1250/vrk/rady/ses/ses.htm>.

ISARD, P. (1977): How far can we push the law of one price? *American Economic Review*, vol. 67 (December), 1977, pp. 942–48.

JANÁČEK, K. – ČIHÁK, M. – FRÝDMANOVÁ, M. – HOLUB, T. – ZAMRAZILOVÁ, E. (1999): Česká ekonomika v roce 1999: nesnadná cesta k oživení. *Politická ekonomie*, 1999, roč. 49, č. 2, ss. 147–190.

JANÁČKOVÁ, S. (1999): Příprava české ekonomiky na vstup do Evropské unie a cenová konvergence. *Politická ekonomie*, 1999, roč. 47, č. 4., ss. 435–448.

JANÁČKOVÁ, S. (2000): Price Convergence and the Readiness of the Czech Economy for Accession to the European Union. *Eastern European Economics*, vol. 38, no. 4. (July-August 2000), pp. 73–91.

KURABAYASHI, Y. – SAKUMA, I. (1990): *Studies in International Comparisons of Real Product and Prices*. Tokyo, Kinokuniya Company, 1990.

OBSTFELD, M. – ROGOFF, K. (1998): *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press, Cambridge, MA, 1998.

OECD (1999): *Projecting PPPs to Form Time Series*. Paris, OECD Meeting of National Accounts Experts, September 21–24.

OFFICER, L. (1976): The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rate: A Review Article. *International Monetary Fund Staff Papers*, no. 23, 1976, pp. 1–60.

SAMUELSON, P. A. (1964): Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*, 1964, pp. 145–154.

SAMUELSON, P. A. (1994): Facets of Balassa-Samuelson Thirty Years Later (Special issue: thirty years of the Balassa-Samuelson model.) *Review of International Economics*, no. 2 (October), 1994.

Statistical Office of Macedonia (1999): *Gross Domestic Product in 1996*. Skopje, Statistical Office of Macedonia, 1999.

TUREK, O. (2001): Nízká relativní cenová hladina jako indikátor handicapů české ekonomiky. Praha, Úřad vlády ČR, 2001 – podkladová analýza pro studii: Vintrová a kol. (2001): <http://www.vlada.cz/1250/vrk/rady/ses/ses.htm>.

VINTROVÁ, R. a kol. (2001): *Studie o sociálních dopadech vstupu do EU (Šance a rizika)*. Praha, Úřad vlády ČR, 2001 – <http://www.vlada.cz/1250/vrk/rady/ses/ses.htm>.

World Bank (2000): *World Development Indicators*. World Bank, Washington, 2000.

SUMMARY

JEL Classification: E31, E52, E58, F15, P22

Keywords: relative price differentiation – inflation – sticky prices – Balassa-Samuelson effect

Price Convergence toward the EU: A Few Open Issues

Martin ČIHÁK – International Monetary Fund, Washington, D.C.; CERGE, Charles University, Prague
(mcihak@imf.org)

Tomáš HOLUB – Czech National Bank, Prague; Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague
(tomas.holub@cnb.cz)

This article attempts to answer a few open questions related to price convergence in the Czech Republic and in other Central and Eastern European Countries toward prices in the European Union. The authors address the following issues: First, what, from the theoretical viewpoint, should the quantitative relationship be between price level and GDP? Second, does the existing empirical data allow for a clear distinction between tradable and non-tradable commodities, as assumed by standard theory? Third, what is the relationship between price levels and coefficient measuring differences in the structures of relative prices in individual countries? Fourth, what are the likely forms of relative price convergence in the Czech Republic toward accession to the European Union? Fifth, what is the reason for the significantly negative residual of the Czech economy in the cross-country regressions of the average price level on GDP.